

**WIESŁAW PILARCZYK**<sup>1,2</sup>**ANNA FRAŚ**<sup>2</sup><sup>1</sup> Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu<sup>2</sup> Centralny Ośrodek Badania Odmian Roślin Uprawnych w Słupi Wielkiej

## Ocena precyzji doświadczeń rejestrowych zbóż w Polsce

### Estimation of the exactness of cereal variety testing program in Poland

Precyzja jednoczynnikowych doświadczeń blokowych jest często określana poprzez wartości najmniejszej różnicy istotnej (NRI) wyrażanej w procentach średniej wartości analizowanych cech (NRI%). W tym opracowaniu, wykorzystując wyniki kilkuset doświadczeń z pszenicą jara i ozimą, z jęczmieniem jarym oraz z pszenżytem ozimym, sprawdzono m.in. czy tak rozumiana precyzja zależy od roku prowadzenia badań. W tym celu zastosowano nieparametryczny test Kruskala-Wallisa. Nie stwierdzono istotnego statystycznie wpływu lat na precyzję doświadczeń. Natomiast wykryto, że precyzja doświadczeń przeprowadzonych na wysokim poziomie agrotechniki była istotnie wyższa niż precyzja doświadczeń na poziomie standardowym. Dolna i górna granica tolerancji dla wartości NRI% dla doświadczeń zbożowych przeprowadzanych w dwóch powtórzeniach zostały określone odpowiednio na 2.2% i 26%.

**Słowa kluczowe:** niekompletny układ split-blok, ocena odmian, precyzja doświadczeń, przedział ufności, układ rozkładalny o blokach niekompletnych

Precision of variety trials is often defined in terms of the least significant differences (LSD), expressed in percents of a general mean of the analyzed trait (LSD%). In this paper, the results of several hundred trials on spring and winter wheat, spring barley and winter triticale were used to assess the effect of the year upon a rate of precision. The non-parametric Kruskal-Wallis test was applied to verify the hypothesis on the lack of differences between years. The hypothesis has not been rejected. However, it was found that the precision of the trials performed using high levels of agricultural practice was significantly higher than that of the trials carried out at the standard level. Lower and upper 99% confidence bounds for LSD% in cereal trials performed in two replicates were determined as 2.2% and 26%, respectively.

**Key words:** confidence bounds, incomplete split-block design, resolvable incomplete block design, trial exactness, variety testing

### WSTĘP

Decyzje dotyczące wartości gospodarczej odmian roślin uprawnych — dla ważnych gospodarczo gatunków roślin — są podejmowane zazwyczaj po analizie serii doświadczeń

odmianowych przeprowadzanych w różnych miejscowościach (stacjach, punktach doświadczalnych) przez okres kilku lat. Doświadczenia te, z natury rzeczy, zazwyczaj różnią się od siebie wielkością błędów doświadczalnych, czego wyrazem są różniące się od siebie średnie kwadraty dla błędu doświadczalnego (MSe) otrzymywane w poszczególnych doświadczeniach. Z kolei przy analizie serii takich doświadczeń, zazwyczaj przyjmuje się założenie o jednorodności wariancji błędów doświadczalnych. Do sprawdzenia, czy wariancje błędów są jednorodne można, na przykład, zastosować powszechnie znany test Bartletta, Kala (1996). W polskiej ocenie odmian, instytucjonalnie realizowanej przez Centralny Ośrodek Badania Odmian Roślin Uprawnych z siedzibą w Słupi Wielkiej, przed włączeniem każdego doświadczenia do serii sprawdza się, czy precyzja takiego doświadczenia nie jest zbyt niska. Jako miarę precyzji przyjmuje się średnią wartość najmniejszej różnicy istotnej (NRI%) dla porównania par odmian, wyrażoną w procentach średniej ogólnej. Badania wykonane przez Pilarczyka (1988) przy wykorzystaniu wyników kilkuset doświadczeń, pozwoliły wyznaczyć granice tolerancji, które – dla doświadczeń zbożowych — zostały określone (przy poziomie ufności  $1 - \alpha = 0,99$ ) jako przedział od 3% do 20%. Zatem wyniki wszystkich doświadczeń, w których obliczona wartość NRI% mieści się w tych granicach, w dużej mierze automatycznie były i są włączane do analizowanych serii doświadczeń. Warto tu wspomnieć, że granice te zostały obliczone i obowiązują jedynie przy stosowaniu metodyki doświadczeń obowiązującej wtedy w stacjach doświadczalnych oceny odmian (w szczególności dotyczy to powierzchni i kształtu poletek doświadczalnych, liczby replikacji obiektów i pojemności bloków kompletnych lub niekompletnych). Od czasu wprowadzenia tych granic tolerancji zmianie uległy zarówno metodyka doświadczeń, chociażby przez wprowadzenie drugiego czynnika doświadczalnego i stosowanie dla większości gatunków niekompletnego układu split-block, konstruowanego w oparciu o schematy uogólnionych układów kratowych, czyli układów rozkładalnych o blokach niekompletnych. W badaniach znajdują się także odmiany nowej generacji, których reakcja na warunki na polu doświadczalnym może być inna niż odmian starszych. Inną ważną zmianą jest to, że obecnie stosuje się jedynie dwie replikacje. Celem niniejszego opracowania jest sprawdzenie jak wprowadzone zmiany wpłynęły na precyzję doświadczeń. Sprawdzone zostanie także, czy precyzja ta zależy od roku badań i od rozważanego gatunku rośliny zbożowej. Niejako przy okazji sprawdzona zostanie także skuteczność układów o blokach niekompletnych w doświadczeniach polskiej oceny odmian. Wszystkie rozważania są prowadzone przy wykorzystaniu wyników kilkuset doświadczeń z pszenicą, jęczmieniem i pszenżytem przeprowadzonych w latach 2000–2005 w kilkudziesięciu stacjach doświadczalnych oceny odmian (SDOO).

#### MATERIAŁ I METODA

Do analizy skuteczności układów o blokach niekompletnych wykorzystano wyniki 175 doświadczeń z jęczmieniem jarym, i odpowiednio 176 — z pszenicą jarą, 229 — z pszenicą ozimą i 117 — z pszenżytem ozimym. Wszystkie doświadczenia przeprowadzono w latach od 2000 do 2005 w stacjach doświadczalnych oceny odmian. Doświadczenia zakładane były w niekompletnym układzie split-block powstałym przez wzdłużny podział każdego bloku

kompletnego (powtórzenia) na dwie części, na których stosowano albo przeciętny albo wysoki poziom agrotechniki. Liczba odmian, w zależności od roku i gatunku roślin, wahała się od 16 do 50. Ponieważ analizy wykonywano oddzielnie dla każdego poziomu agrotechniki, zatem podana tu liczba uwzględnionych doświadczeń ulega podwojeniu. Wszystkie doświadczenia zakładane były w dwóch powtórzeniach. Plan takiego przykładowego doświadczenia dla 20 badanych odmian podany jest na rysunku 1. Współczynnik efektywności układu 1-rozkładalnego, z którego powstał ten plan wynosi  $E = 0,905$ . Wykorzystując, zatem oddzielnie wyniki dla obydwu poziomów agrotechniki wykonywano podwójną analizę wariancji dla plonu ziarna przeliczonego na wspólną wilgotność 15%. Pierwszą analizę wykonywano z uwzględnieniem podziału materiału doświadczalnego zarówno na bloki niekompletne, jak i na kompletne powtórzenie. Drugą analizę wykonywano przy ignorowaniu podziału na bloki niekompletne, czyli traktując wyniki tak, jak gdyby pochodziły one z układu bloków losowanych kompletnych. Dla obydwu wersji analizy obliczano średnią wartość najmniejszej różnicy istotnej (NRI) na poziomie  $\alpha = 0.05$ . Ta wersja analizy, która daje mniejszą wartość NRI uważana jest za wersję skuteczniejszą. Wartości NRI obliczano stosując wzór:

$$NRI = \sqrt{2MS_e / (Er)} * t_{v,\alpha}$$

gdzie  $MS_e$  oznacza średni kwadrat dla błędu z analizy wariancji,  $E$  oznacza współczynnik efektywności układu, Pearce (1983) (w układzie bloków losowanych kompletnych  $E = 1$ ),  $r$  oznacza liczbę pomiarów na podstawie której obliczono wartości średnie (u nas  $r = 2$ ), a  $t_{v,\alpha}$  oznacza wartość tablicową rozkładu t-Studenta dla  $v$  stopni swobody oraz poziomu istotności  $\alpha$ .

Powt. 1 Rep. 1	Przeciętny poziom agrotechniki Standard level of agricultural practice	18	2	14	20	10	4	13	5	11	9	6	19	1	7	8	15	3	16	12	17
	Wysoki poziom agrotechniki High level of agricultural practice	18	2	14	20	10	4	13	5	11	9	6	19	1	7	8	15	3	13	12	17
blok niekompletny incomplete block																					
Powt. 2 Rep. 2	Przeciętny poziom agrotechniki Standard level of agricultural practice	4	19	8	9	2	17	6	18	3	20	15	16	10	12	1	13	7	5	14	11
	Wysoki poziom agrotechniki High level of agricultural practice	4	19	8	9	2	17	6	18	3	20	15	16	10	12	1	13	7	5	14	11

Rys. 1. Przykładowy plan doświadczenia w niekompletnym układzie split-block  
Fig. 1. Example of field scheme in incomplete split-block design

Te same wyniki zostały wykorzystane także do zbudowania przedziału tolerancji dla wartości NRI%. W polskiej ocenie odmian wykonuje się dwustopniową analizę wyników. Najpierw wykonuje się analizę doświadczeń pojedynczych (w dwóch

wersjach, czyli z uwzględnieniem i bez uwzględnienia podziału na bloki niekompletne), a następnie analizę serii doświadczeń z wykorzystaniem wartości średnich ze skuteczniejszej wersji analizy. W celu wnioskowania o precyzji doświadczeń wykorzystuje się zatem jedną wartość NRI% obliczoną w skuteczniejszej wersji analizy. Oprócz wyników doświadczeń wykorzystywanych przy porównywaniu skuteczności analiz uwzględniono także wyniki doświadczeń przeprowadzonych w tych samych latach w układzie bloków losowanych kompletnych. Zatem przy analizowaniu precyzji uwzględniono łącznie wyniki 1540 doświadczeń. W celu sprawdzenia czy precyzja doświadczeń zależy od poziomu agrotechniki zastosowano test Kruskala-Wallisa (test sumy rang), Kruskal, Wallis (1952), Greń (1984), Hajek i Sidak (1967). W podobny sposób porównano także precyzję doświadczeń w poszczególnych latach. W opracowaniu Pilarczyka (1988) pokazano, że transformacja logarytmiczna wartości NRI% prowadzi do zgodności wartości  $\ln(NRI\%)$  z rozkładem normalnym. W tym opracowaniu także wykorzystano tę transformację, a następnie skonstruowano 99% przedziały ufności dla wartości NRI% dla rozważanych gatunków zbóż.

## WYNIKI

Wartości parametrów rozważanych doświadczeń wraz z porównaniem skuteczności układów 1-rozkładalnych względem układu bloków losowanych kompletnych zestawiono w tabeli 1. W tej tabeli  $V$  oznacza liczbę badanych odmian,  $k$  — zastosowaną pojemność bloków niekompletnych,  $n$  — ogólną liczbę doświadczeń a  $n_1$  — liczbę doświadczeń, w których układ o blokach niekompletnych był skuteczniejszy od układu bloków losowanych kompletnych. I tak, z wartości zamieszczonych w tej tabeli widać, że frakcja doświadczeń, w których układ o blokach niekompletnych był skuteczniejszy waha się od 22,2% (pszenżyto ozime, rok 2005, przeciętny poziom agrotechniki), do 72,4% (jęczmień jary, rok 2002, wysoki poziom agrotechniki). Średnio poprzez lata większa była skuteczność układów o blokach niekompletnych na wysokim poziomie agrotechniki niż na poziomie przeciętnym. Wiąże się to zapewne z lepszą ochroną roślin — stosowaną na wysokim poziomie — przed różnymi patogenami. Brak takiej ochrony na poziomie przeciętnym mógł powodować zakłócenia w wegetacji roślin i w konsekwencji osłabić skuteczność układów o blokach niekompletnych ukierunkowanych na eliminację zmienności glebowej a nie zmienności innego typu. W celu sprawdzenia, czy różnica w poziomie precyzji jest statystycznie istotna zastosowano test Kruskala-Wallisa dla wartości NRI% obliczonych na tych dwóch poziomach agrotechniki. Wyniki zestawiono w tabeli 2.

Tabela 1

**Parametry doświadczeń i frakcje doświadczeń (w %) o większej skuteczności układów 1-rozkładalnych od układu bloków losowanych kompletnych**  
**Basic trial parameters and fractions of trials with the effectiveness of 1-resolvable designs higher than that in the randomized complete block**

Gatunek Species	Rok Year	V	k	n	Poziom podstawowy Standard level		Poziom wysoki High level	
					n <sub>1</sub>	(n <sub>1</sub> /n)*100%	n <sub>1</sub>	(n <sub>1</sub> /n)*100%
Jęczmień jary Spring barley	2000	39	13	16	9	56,3	10	62,5
	2001	34;35	7	26	12	46,2	7	26,9
	2002	36;38	9;13	29	14	48,3	21	72,4
	2003	29;36	9;10	29	19	65,5	15	51,7
	2004	16-33	8-11	29	12	41,4	17	58,6
2005	16-32	6-10	46	19	41,3	18	39,1	
Łącznie Total				175	85	48,6	88	50,3
Pszenica jara Spring wheat	2000	22	11	17	6	35,3	8	47,1
	2001	20;24	8;10	30	11	36,7	11	36,7
	2002	20;21	7;10	29	14	48,3	12	41,4
	2003	23	8	27	9	33,3	13	48,2
	2004	24;25	5;8	29	10	34,5	15	51,7
2005	16-25	5-10	44	17	38,6	22	50,0	
Łącznie Total				176	67	38,1	81	46,0
Pszenica ozima Winter wheat	2000	47;50	8;10	17	8	47,1	10	58,8
	2001	18-45	6-10	25	9	36,0	13	52,0
	2002	16-44	6-11	34	15	44,1	14	41,2
	2003	16-49	6-8	40	12	30,0	25	62,5
	2004	16-42	6-14	51	20	39,2	23	45,1
2005	16-50	5-14	62	30	48,4	26	41,9	
Łącznie Total				229	94	41,0	111	48,5
	2000	Tylko doświadczenia o blokach kompletnych — Only trials in RCB						
Pszenżyto ozime Winter triticale	2001	21	7	17	4	23,5	5	29,4
	2002	17;19	6;10	26	11	42,3	13	50,0
	2003	19;20	10	21	9	42,9	7	33,3
	2004	17;20	6;10	26	7	26,9	7	26,9
	2005	21-23	7-11	27	6	22,2	12	44,4
Łącznie Total				117	37	31,6	44	37,6

Uwaga: zapis a;b oznacza, że wystąpiły wartości albo „a” albo „b”, natomiast zapis a-b oznacza, że wystąpiły wartości z zakresu od a do b (niekoniecznie wszystkie)

Symbole V, k, n i n<sub>1</sub> oznaczają odpowiednio liczbę odmian, pojemność bloku, ogólną liczbę doświadczeń i liczbę tych doświadczeń, w których układ o blokach niekompletnych był skuteczniejszy od układu bloków losowanych kompletnych

Note: symbol a;b means that either a or b appeared, while symbol a-b means that values from a to b range were present  
 Symbols V, k, n and n<sub>1</sub> denote respectively: number of varieties, block size, total number of trials and number of trials in which resolvable incomplete blocks were more effective than randomized complete block design

Wartości krytyczne testu  $\chi^2$  przy 1 stopniu swobody wynoszą odpowiednio  $\chi^2_{1;0,05} = 3,84$  i  $\chi^2_{1;0,01} = 6,63$ . Zatem widać, że precyzja doświadczeń na wysokim poziomie agrotechniki była istotnie inna (wyższa) od precyzji na poziomie podstawowym.

Dodatkowo, dla każdego gatunku oddzielnie, sprawdzono czy precyzja doświadczeń była na takim samym poziomie w rozważanych latach. Do testowania różnic między latami także zastosowano test Kruskala-Wallis.

Tabela 2

**Test sumy rang dla porównania precyzji doświadczeń na dwóch poziomach agrotechniki**  
**Kruskal-Wallis test for comparison of levels of agricultural practice**

Gatunek Species	Liczba doświadczeń No. of trials	Suma rang Sum of ranks		Statystyka testowa Test statistic $\chi_0^2$
		poziom podstawowy standard level	poziom wysoki high level	
Jęczmień jary Spring barley	185	36434	32201	4,23*
Pszenica jara Spring wheat	179	35242	29019	10,10**
Pszenica ozima Winter wheat	283	86993	73468	12,08**
Pszenżyto ozime Winter triticale	123	16351	14030	4,32*

\* i \*\* oznaczają istotność odpowiednio na poziomie  $\alpha = 0,05$  i  $\alpha = 0,01$

\* and\*\* mean significance at  $\alpha = 0.05$  and  $\alpha = 0.01$

Wyniki zestawiono w tabeli 3. I tak widać, że w doświadczeniach ze zbożami jarymi, precyzja doświadczeń była na tym samym poziomie we wszystkich rozważanych latach (wartość statystyki  $\chi_0^2$  wyniosła odpowiednio 10,06 i 6,38 dla jęczmienia jarego na poziomie podstawowym i wysokim, przy wartościach krytycznych  $\chi_{5;0,05}^2 = 11,7$  i  $\chi_{5;0,01}^2 = 15,09$ , dla doświadczeń z pszenicą jarą, obliczone wartości statystyki  $\chi_0^2$  przy testowaniu różnic między latami odpowiednio na poziomie podstawowym i wysokim wynosiły 11,32 i 8,05. Wystąpiły natomiast istotne różnice między precyzją doświadczeń w poszczególnych latach w doświadczeniach z pszenicą ozimą i pszenżytem ozimym (na przykład wartość statystyki testowej dla pszenicy ozimej — poziom przeciętny — wyniosła 19,78 i była wyższa od wartości krytycznej  $\chi_{5;0,01}^2 = 15,09$ ). Podobne zjawisko pojawiło się dla pszenżyta ozimego. Jednakże szczegółowa analiza pokazała, że przyczyną odrzucenia hipotezy o jednakowej precyzji w latach, była mroźna i bezśnieżna zima w sezonie 2002/2003. Mróz spowodował dużo uszkodzeń roślin na polstkach, co spowodowało wyraźne pogorszenie precyzji doświadczeń w roku 2003. To, że wyniki dla ozimych form zbóż w roku 2003 były odbiegające od wyników w pozostałych latach łatwo jest zauważyć, jeśli policzy się średnie rangi w poszczególnych latach. I tak na przykład, średnia arytmetyczna rang dla pszenicy ozimej (dla poziomu podstawowego agrotechniki) w roku 2003 wynosi 187, podczas gdy dla pozostałych lat waha się od 129 do 161. Podobne relacje zachodzą dla wysokiego poziomu agrotechniki i dla obydwu poziomów agrotechniki dla pszenżyta ozimego. Usunięcie tych nietypowych wyników spowodowało to, że, na poziomie  $\alpha = 0,05$ , hipoteza o braku różnic między latami nie została odrzucona ani dla pszenicy ozimej, ani dla pszenżyta ozimego.

Ponieważ (po usunięciu — dla zbóż ozimych — wyników z roku 2003) nie było istotnych różnic między poziomem precyzji doświadczeń w latach, można było skonstruować przedziały ufności (przedziały tolerancji) dla wartości NRI% dla poszczególnych gatunków. Wykorzystano tu wynik Pilarczyka (1988), który pokazał, że po transformacji logarytmicznej, rozkład wartości NRI% nie odbiega od rozkładu normalnego. Wyniki tych obliczeń zebrano w tabeli 4.

Tabela 3

**Test sumy rang dla porównania precyzji doświadczeń w kolejnych latach**  
**Kruskal-Wallis test for comparison of levels of trial precision among years**

Gatunek Species	Rok Year	Poziom podstawowy — suma rang Standard level — sum of ranks	Poziom wysoki — suma rang High level — sum of ranks	Liczba doświadczeń No. of trials
Jęczmień jary Spring barley	2000	2083	1948	19
	2001	2065	2125	26
	2002	2307	2515	29
	2003	3093	2764	29
	2004	2499	2501	31
	2005	5158	5352	51
Wartość statystyki $\chi_0^2$ Value of test statistic		10,06	6,38	185
Pszenica jara Spring wheat	2000	1923	1848	19
	2001	3086	3111	30
	2002	2079	2251	29
	2003	2855	2608	27
	2004	2174	2101	29
	2005	3993	4191	45
Wartość statystyki $\chi_0^2$ Value of test statistic		11,32	8,05	179
Pszenica ozima Winter wheat	2000	2726 (2445)	2770 (2470)	17
	2001	4044 (3631)	3687 (3332)	25
	2002	6321 (5748)	6106 (5502)	49
	2003	7499	7242	40
	2004	9403 (8586)	8860 (8005)	73
	2005	10193 (9236)	11521 (10337)	79
Wartość statystyki $\chi_0^2$ (wszystkie lata) Value of test statistic (all years)		19,78	17,36	283
Wartość statystyki $\chi_0^2$ (bez roku 2003) Value of test statistic (without 2003 year)		5,29	6,95	243
Pszenżyto ozime Winter triticale	2001	1218 (1055)	1218 (1085)	17
	2002	1622 (1406)	1424 (1276)	26
	2003	1928	2135	24
	2004	1249 (1101)	1428 (1307)	26
	2005	1609 (1388)	1421 (1282)	30
Wartość statystyki $\chi_0^2$ (wszystkie lata) Value of test statistic (all years)		13,23	22,12	123
Wartość statystyki $\chi_0^2$ (bez roku 2003) Value of test statistic (without 2003 year)		5,87	5,89	99

Uwaga: w nawiasach podano sumy rang dla lat po wykluczeniu wyników z roku 2003  
 Note: sums of ranks after excluding the results from 2003 are given in brackets

Jak widać z wartości zamieszczonych w tej tabeli, doświadczenia, w których — niezależnie od gatunku i formy ozimej lub jarej — otrzymano na przeciętnym poziomie agrotechniki wartości NRI% w przedziale od około 2,4% do 26,5%, nie powinny budzić większych wątpliwości co do poziomu precyzji. Podobne granice tolerancji dla doświadczeń z zastosowaniem wysokiego poziomu agrotechniki wynoszą od około 2,2% do 25%. Doświadczenia, w których otrzymano wartości NRI% spoza tych przedziałów powinny podlegać szczegółowej inspekcji polegającej na przykład na analizie reszt. Wśród analizowanych tu doświadczeń było 10 takich, w których obliczone wartości NRI% nie

mieściły się w wyznaczonych przedziałach tolerancji. Wśród tych 10, sześć było przeprowadzonych w tej samej stacji doświadczalnej i dotyczyło doświadczeń z trzema gatunkami zbóż.

Tabela 4

**Przedziały tolerancji dla wartości ln (NRI%) i NRI% w doświadczeniach oceny odmian przy 99%  
poziomie ufności**  
**99% confidence bounds for ln (LSD%) and LSD% in variety testing trials**

Gatunek Species	Liczba doświadczeń No. of trials	Przedziały tolerancji Confidence bounds			
		przeciętny poziom agrotechniki standard level		wysoki poziom agrotechniki high level	
		ln(NRI%)	NRI%	ln(NRI%)	NRI%
Jęczmień jary Spring barley	185	<0,941;3,211>	<2,56;24,80>	<0,804;3,146>	<2,23;23,24>
Pszenvica jara Spring wheat	179	<1,002;3,138>	<2,72;23,06>	<0,782;3,058>	<2,19;21,28>
Pszenvica ozima Winter wheat	283	<0,867;3,237>	<2,38;25,46>	<0,814;3,044>	<2,26;20,99>
Pszenvyżto ozime Winter triticale	123	<0,963;3,281>	<2,62;26,60>	<0,792;3,216>	<2,21; 24,93>

Wyniki te w dużej mierze są zgodne z wynikami zawartymi w opracowaniu Pilarczyka (1988), który po analizie kilkuset doświadczeń z roślinami zbożowymi przeprowadzonymi w latach 1981 do 1983, otrzymał granice tolerancji od 3% do 20%. Ponieważ w doświadczeniach analizowanych uprzednio stosowano cztery replikacje obiektów, a w analizowanych tu seriach doświadczeń tylko dwie replikacje, to wyniki są uderzająco zgodne. (Przeliczenie otrzymanych w tym opracowaniu granic tolerancji przez mnożnik  $\sqrt{2} = 1,42$ , co wynika z różnicy w liczbie replikacji obiektów doświadczalnych w analizowanych seriach — daje w wyniku, dla przeciętnego poziomu agrotechniki, bardzo podobne granice do tych otrzymanych przez Pilarczyka (1988)).

#### WNIOSKI

Przeprowadzona analiza niezwykle obszernych danych doświadczalnych polskiej oceny odmian, składających się z kilkuset doświadczeń dwuczynnikowych (czyli z ponad tysiąca jednoczynnikowych doświadczeń odmianowych przy oddzielnej analizie wyników na każdym poziomie czynnika agrotechnicznego), pozwala na stwierdzenie, że

1. układy o blokach niekompletnych są (średnio) skuteczniejsze od układu bloków losowanych kompletnych w około 50% wszystkich doświadczeń;
2. układy o blokach niekompletnych były istotnie bardziej skuteczne na wysokim poziomie agrotechniki niż na poziomie przeciętnym;
3. precyzja doświadczeń mierzona wartościami NRI% nie zależy od roku prowadzenia badań (jeśli nie występują dodatkowe czynniki zakłócające związane np. z mrozną i beśnieżną zimą);
4. przy stosowaniu dwóch replikacji obiektów przedział tolerancji dla wartości NRI% zawiera się w przybliżeniu między 2,2% i 26%.

LITERATURA

- Greń J. 1984. Statystyka matematyczna — modele i zadania, PWN, Warszawa.
- Hajek J., Sidak Z. 1967. Theory of rank tests. Academia Publishing House, Prague.
- Kala R. 1996. Elementy wnioskowania parametrycznego dla przyrodników, Wydawnictwo AR w Poznaniu.
- Kruskal W. H., Wallis W. A. 1952. Use of ranks in one-criterion variance analysis. *JASA* 47: 583 — 621.
- Pearce S. C. 1983. The Agricultural Field Experiment. John Wiley and Sons, New York.
- Pilarczyk W. 1988. Efektywność doświadczeń odmianowych ze zbożami i wykrywanie doświadczeń nietypowych, *Biuletyn Oceny Odmian* 1 (19): 115 — 124.